



Rupture structurelle et demande de monnaie au Rwanda

Jean-François Goux, Thomas Rusuhuzwa Kigabo

► To cite this version:

Jean-François Goux, Thomas Rusuhuzwa Kigabo. Rupture structurelle et demande de monnaie au Rwanda. 2007. halshs-00201224

HAL Id: halshs-00201224

<https://shs.hal.science/halshs-00201224>

Submitted on 27 Dec 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS

W.P. 07-27

Rupture structurelle et demande de monnaie au Rwanda

Jean-François Goux, Thomas Rusuhuzwa Kigabo

Novembre 2007

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique
UMR 5824 du CNRS
93 chemin des Mouilles – 69130 Écully – France
B.P. 167 – 69131 Écully Cedex
Tél. +33 (0)4 72 86 60 60 – Fax +33 (0)4 72 86 60 90
Messagerie électronique gate@gate.cnrs.fr
Serveur Web : www.gate.cnrs.fr

RUPTURE STRUCTURELLE ET DEMANDE DE MONNAIE AU RWANDA

Jean François GOUX

Professeur

GATE (CNRS) et Université Lumière Lyon 2

Email: goux@gate.cnrs.fr

Thomas RUSUHUZWA KIGABO

Professeur (Département d'Economie, Université Nationale du Rwanda)

Chief Economist, Banque Nationale du Rwanda

Email : thkigabo@yahoo.fr

Septembre 2007

Résumé

Cette étude examine, pour le cas du Rwanda, si l'existence d'une relation cointégrante de demande de monnaie peut être établie en tenant compte de possibilités de rupture dans la structure de tendance des variables utilisées dans la modélisation. Nous prenons en compte ainsi les différents événements que le pays a connu pendant la période d'étude choisie (premier trimestre 1980 – dernier trimestre 1999).

Cette méthode permet effectivement de mettre en évidence une telle relation au niveau de la vitesse de circulation de M1, sensible au taux d'intérêt et au taux de change. Elle existe également pour la demande de monnaie M2.

Abstract

This study examines, for the case of Rwanda, if the existence of a cointegration relation for money demand can be established by taking account of possibilities of break in the structure of trend of the variables used in modelling. We thus take into account the various events that the country knew for the selected period of study (First quarter 1980 - last quarter 1999).

This method makes it possible indeed to highlight such a relation for the velocity of circulation of M1, sensitive to the interest rate and the rate of exchange. It also exists for the money demand M2.

JEL classification : E 41, C 52

Keywords: money demand, Rwanda, structural breaks

Mots-clefs : demande de monnaie, Rwanda, ruptures structurelles

I. INTRODUCTION

Les recherches empiriques sur la demande de monnaie ont fait l'objet d'une abondante littérature. Ces recherches ont été motivées à la fois par les besoins des politiques monétaires ainsi que les différents changements économiques et financiers intervenus au fil des années. Elles ont été essentiellement menées depuis longtemps dans les pays industrialisés avant de s'étendre aux pays en développement. Ce dernier développement est expliqué pour l'essentiel par l'adoption de politiques de taux de change flexibles, la libéralisation financière ainsi que les innovations des marchés nationaux. Comme pour plusieurs pays d'Afrique Sub-Saharienne, les études sur la demande de monnaie au Rwanda ne sont pas nombreuses. A notre connaissance, il existe trois études publiées sur la demande de monnaie au Rwanda. Il s'agit de nos deux articles : « Demande de monnaie au Rwanda » (Rusuhuzwa Kigabo, 2001), « Demande de monnaie, inflation et conduite de la politique monétaire au Rwanda » (Rusuhuzwa Kigabo, Barebereho, Gichondo, 2007), ainsi que de l'article de Sayinzoga *et al* (2006).

Dans la première étude la demande de monnaie M1 et M2 est estimée sur base des données annuelles (1980-1999) et une seule relation de cointégration est établie entre chacun de ces agrégats monétaires avec le PIB, le taux de change de la monnaie nationale avec le dollar américain et le taux d'inflation. Dans cette étude, la demande de monnaie n'est pas expliquée par le taux d'intérêt. Dans la deuxième étude, la demande de monnaie est estimée sur base des données trimestrielles, mais sur la période allant de 1995 à 2006 pour éviter que les résultats ne soient biaisés par le comportement des agents économiques durant la période pendant laquelle l'économie était contrôlée mais également par d'autres événements ayant marqué le début des années 90.

La particularité la plus importante de cette recherche est d'examiner les effets sur la demande de monnaie, des innovations introduites dans le système financier rwandais dans le cadre de la politique monétaire, notamment l'introduction des bons

du Trésor dans le cadre de la politique monétaire et du financement de l'Etat. Les résultats de cette recherche montrent que la demande de monnaie M1 est négativement liée au taux créditeur et au taux de rendement des bons du trésor.

Cette étude présente un grand intérêt par rapport aux précédentes. Elle est la première qui examine pour le cas du Rwanda, si l'existence d'une relation cointégrante de demande de monnaie peut être établie en tenant compte de possibilités de rupture dans la structure de tendances des variables utilisées dans la modélisation, ceci compte tenu des différents événements que le pays a connu pendant la période d'étude choisie (Premier trimestre 1980 – dernier trimestre 1999). Certains événements tels que la guerre et les politiques monétaires adoptées sont censés affecter les comportements des différentes variables macroéconomiques. La prise en compte des breaks structurels dans les études empiriques utilisant les séries temporelles est devenue une nécessité. Ceci s'explique par le fait que contrairement à Nelson et Plosser (1982), Perron (1989) montre que l'évidence de l'existence d'une racine unitaire dans plusieurs variables macroéconomiques pourrait être due à la présence d'un important changement structurel dans la tendance des séries. Cet auteur montre que dans le cas où une série présente une évolution dans sa tendance, les tests habituels de racine unitaire (ADF) sont biaisés en faveur de l'hypothèse nulle de racine unitaire. Les résultats de Perron (1989) ont été à l'origine des nombreuses recherches en économétrie des séries temporelles qui tiennent compte de cette éventualité de rupture dans la tendance d'une série. Il existe dans ce contexte plusieurs tests de racine unitaire. Dans cette recherche nous privilégions la méthodologie de Perron (1989, 1997), puisqu'elle permet de tester la présence de racine unitaire avec possibilité de rupture à la fois sous l'hypothèse nulle et sous l'hypothèse alternative. Chaque fois que c'est nécessaire, nous comparons les résultats obtenus à ceux trouvés à l'aide de la procédure séquentielle de Banerjee *et al* (1992) qui tient compte de la possibilité de rupture dans le processus générateur des données sous l'hypothèse alternative.

On trouve également dans la littérature actuelle un bon nombre de travaux qui traitent de la cointégration, avec break dans la tendance. On peut citer par exemple Gregory et Hansen (1996), Inoue (1999), Lee et Strazicish (2001), Johansen *et al.* (2000). C'est en particulier l'approche proposée par ces derniers auteurs que nous

privilégions dans cette étude. En effet, la théorie de la cointégration multivariée qu'ils proposent dans le cadre des modèles autorégressifs vectoriels (VAR), permet à la fois de déterminer un modèle pertinent sans perte d'information et de tester différentes hypothèses structurelles grâce au recours systématique à la méthode du maximum de vraisemblance, qui se révèle particulièrement adaptée à cet objet. Cette méthode permet également de tenir compte des breaks dans la composante déterministe et ceci est indispensable puisque s'ils ne sont pas considérés, les résidus des régressions cointégrant peuvent capter les breaks non retenus de façon à apparaître à tort comme non stationnaires (Gabriel 2003). Dans ce cas, on est conduit à rejeter à tort l'hypothèse de cointégration.

II. Le modèle de base et choix des variables

Dans notre analyse, nous avons choisi la formulation la plus générale de la fonction de demande de monnaie qui est utilisée dans presque toutes les études empiriques récentes de la demande de monnaie :

$$M^d / P = h(Y, R - i) \quad (1)$$

M^d étant la monnaie demandée en terme nominal, Y une variable d'échelle mesurée par le PIB, P le niveau général des prix à la consommation et R un vecteur des rendements des différents actifs. La fonction h est croissante en Y et en i , i étant le rendement de la monnaie ; elle est décroissante en chaque composante de R qui mesure le coût d'opportunité de la détention de la monnaie.

L'économie rwandaise est caractérisée par un système financier très peu développé où les agents économiques ne disposent pas d'autres types de placements en actifs financiers alternatifs à la monnaie. Le marché monétaire rwandais existe depuis quelques années seulement et seules les banques et quelques particuliers y interviennent. Ainsi dans cette étude, le vecteur $R-i$ est composé uniquement d'un taux d'intérêt créditeur, qui mesure le rendement d'une partie des composantes de M_2 . Nous incluons également dans notre étude deux autres variables qui sont jugées importantes dans les économies en développement :

le taux d'inflation (π) et le taux de change (tc). La première variable est en général considérée comme rendement des actifs réels, qui constituent un moyen sûr pour les agents économiques des pays en développement de se protéger contre les effets de l'inflation, de telle sorte qu'il existe généralement une relation négative entre la demande de monnaie et l'inflation. Un autre phénomène peut également être observé dans ces types d'économies : dans une situation de forte inflation, les agents économiques peuvent détenir plus de monnaie pour faire face à l'augmentation généralisée des prix et dans ce cas le signe attendu du coefficient du taux d'inflation dans la fonction h est positif. Précisons que le taux d'inflation est utilisé dans l'estimation de la demande de monnaie à long terme s'il est intégré du même ordre que les autres variables utilisées. Dans une situation de forte inflation et qui est persistante, les agents économiques peuvent également détenir la monnaie étrangère au lieu de la monnaie nationale. On assiste au phénomène de dollarisation de l'économie, qui consiste à un remplacement partiel ou total de la monnaie nationale par une devise étrangère, et dans ce cas le taux de change joue un rôle important dans ce processus de prise de décision. Le signe attendu de son coefficient dans la fonction h est donc négatif si l'on considère un agrégat monétaire étroit M1 et il peut être soit positif ou négatif dans le cas de M2.

A l'exception du taux d'intérêt et du taux d'inflation, les autres termes de l'équation (1) apparaissent en logarithme :

$$m_t^d = a_0 + a_1 y_t + a_2 \pi_t + a_3 r_t + a_5 tc_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Avec :

m = log M

y = log Y (PIB)

p = taux d'inflation

r = R – i

tc = log TC

A ce niveau, plusieurs hypothèses sont testées, notamment celles de l'homogénéité de la demande de monnaie et de l'élasticité unitaire par rapport au PIB. La première, une fois vérifiée, permet d'estimer la demande de monnaie en termes d'encaisses réelles alors que la deuxième permet de passer à une présentation en termes de vitesse de circulation. La première hypothèse semble faire l'unanimité dans la quasi-

totalité des études empiriques de demande de monnaie, précisons toutefois que lorsque cette hypothèse est imposée alors qu'elle n'est pas remplie, l'estimation d'une demande de monnaie en terme d'encaisses réelles constitue une source d'instabilité économétrique de la demande de monnaie (Fiess et Mac Donald, 2001).

III. Méthodologie

3.1. Etude des propriétés stochastiques des variables

Dans cette recherche, nous avons d'abord testé la présence de racine unitaire en utilisant des tests classiques comme les tests de Dickey – Fuller (ADF), de Phillips-Perron(PP) et celui de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Le test de Dickey-Fuller a été utilisé dans sa version la plus complète, puisqu'on ne connaît pas a priori si le modèle sur lequel sera fondé le test a une constante et une tendance, ou s'il a seulement une constante ou bien s'il n'a ni constante ni tendance. Dans une seconde étape, nous avons testé la présence de racine unitaire, en tenant compte de la possibilité d'avoir des breaks dans la tendance des variables. Comme nous l'avons déjà mentionné, nous utilisons la méthodologie de Perron (1997). Elle considère deux types de changements dans la fonction de tendance : changement dans le niveau sous l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative, et le changement dans le niveau et dans la pente de la fonction de la tendance.

Pour les deux cas, il utilise respectivement les régressions suivantes :

$$X_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(Tb)_t + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$X_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(Tb)_t + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Pour les deux modèles, le test de racine unitaire est fait en utilisant la t-statistique pour tester $\alpha = 1$, dans le modèle suivant, comme pour Dickey et Fuller (1979) :

$$\hat{X}_t = \alpha \hat{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \hat{X}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

\hat{X}_t obtenu à partir du modèle

$$X_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \varepsilon_t \quad (6)$$

avec $DU_t = 1(t= Tb)$; $D(Tb)_t = 1(t= Tb+1)$; $DT_t = 1(t > Tb)t$, $1(.)$ étant une fonction indicatrice.

Dans tous ces cas, l'hypothèse nulle de racine unitaire à tester est $H_0: \alpha = 1$, et T_b et k sont inconnus. Perron propose différentes méthodes pour déterminer la date de rupture ainsi que les distributions des statistiques correspondantes.

1. Méthodes de détermination du paramètre k .

Comme le montre Ng et Perron (1995), Perron et Vogelsang (1992) et Hall (1994), la valeur de k déterminée à l'aide des méthodes utilisant les données de la variable à étudier conduit à des tests statistiques avec de meilleures propriétés que si k est choisi *a priori*. Une des méthodes proposées par Perron (1997), est basée sur une procédure récursive, qui consiste à sélectionner une valeur maximale k^* de k telle que le coefficient a_{k^*} soit significativement différent de zéro et que $a_{k^*+j} = 0$, $j > 1$ ne soit pas significatif. Le choix de k_{\max} peut être guidé par le souci d'avoir des résidus qui ne sont pas corrélés. Cette procédure de sélection est notée par « t-sig » dans cette analyse de Perron.

Dans son analyse, Perron utilise également le F-test qui est une procédure fondée sur la méthode de Said et Dickey (1984). Elle consiste à tester si les nombres des retards additionnels sont conjointement significatifs. Ces hypothèses jointes sont testées en utilisant la statistiques de Fischer sur les coefficients estimés. Pour une valeur maximale spécifiée k_{\max} , les coefficients $\hat{a}_{k_{\max}}$ et $\hat{a}_{k_{\max}-1}$ sont estimés et la statistique de Fischer permet de vérifier si $\hat{a}_{k_{\max}}$ est significativement différent de zéro. Dans l'affirmative, la procédure est terminée et $k^* = k_{\max}$.

Dans le cas contraire, on réitère la procédure en comparant $k_{\max-1}$ et $k_{\max-2}$ et ainsi de suite, jusqu'à choisir une valeur de k . Perron préfère cette dernière méthode puisque selon lui, les procédures visant à sélectionner k minimisant les critères d'informations tendent à sélectionner des modèles très parcimonieux qui conduisent à des tests de très faible puissance. En d'autres termes, ces critères d'informations conduisent très souvent à de très petites valeurs de k , ce qui peut conduire à avoir

des modèles avec des résidus auto corrélés (Perron 1994). Ng et Perron (1995) montrent que le nombre de retards sélectionnés à l'aide des critères d'information augmente très lentement au taux de $\log(T)$, quand T augmente.

2. Détermination de la date T_b

Pour ce qui est du choix de la date T_b , Perron propose deux méthodes permettant de sélectionner la date de rupture T_b . La première consiste à déterminer T_b de façon à minimiser la t -statistique pour tester $\alpha = 1$. C'est-à-dire que T_b est choisi de façon que

$$t_{\alpha=1}^* = t_{\alpha=1}^*(i) = \min_{T_b \in (k+1, T)} t_{\alpha}^*(i, T_b, k), \quad i=3, 4, 5 \quad (7)$$

Les distributions asymptotiques de $t^*(3)$ et $t^*(4)$ ont été étudiées par Zivot et Andrews (1992), sous condition la que les valeurs possibles de T_b appartiennent à des sous-ensembles excluant les valeurs extrêmes de l'échantillon. C'est-à-dire $T_b \in [0.15T, 0.85T]$. Les distributions construites par Perron généralisent ces résultats dans le sens où il n'est plus nécessaire d'imposer une telle restriction à T_b . Cette généralisation est faite par le choix des fonctions utilisées pour dériver les distributions asymptotiques des statistiques utilisées.

La deuxième méthode consiste à choisir T_b minimisant soit la t -statistique t_{θ}^* du paramètre associé au changement de la constante (modèle 3) ou la t -statistique t_{γ}^* du coefficient correspondant au changement de la pente (modèles 4 et 5).

C'est-à-dire qu'il faut choisir T_b^* tel que :

$$t_{\theta}^* = \min_{T_b \in (k+1, T)} t_{\theta}^*(T_b, k) \quad (\text{changement de niveau}) \text{ pour le modèle (3)}$$

$$t_{\gamma}^* = \min_{T_b \in (k+1, T)} t_{\gamma}^*(T_b, k) \quad (\text{changement de pente}) \text{ pour les modèles (4) et (5).}$$

Notons par $t_{\alpha, \theta}^*$ et $t_{\alpha, \gamma}^*$ les t -statistiques servant à tester l'hypothèse de racine unitaire $\alpha = 1$. Cette procédure consiste à considérer a priori que le signe du changement de tendance est connu et que sa position dans le temps reste inconnue. C'est-à-dire qu'une direction est imposée dans le changement, qui consiste à considérer qu'il y a soit une forte croissance ou une baisse dans la croissance. En relaxant cette hypothèse, le choix de T_b se fait par maximisation des

valeurs absolues de $t_{\hat{\theta}}$ et $t_{\hat{\gamma}}$. Les t-statistique permettant de tester $\alpha = 1$ sont notées par $t_{\alpha|\theta|}^*$ et $t_{\alpha|\gamma|}^*$ respectivement.

3.2. Relations de long terme

Dans cette recherche, nous avons choisi d'utiliser les techniques récentes de l'économétrie des séries non stationnaires, en particulier l'approche développée par Johansen (1988, 1991, 1995), Johansen et Juselius (1990, 1997), Hansen et Juselius (1995), Mosconi et Giannini (1992) et surtout Johansen, Mosconi et Nielsen (2000). Nous rappelons brièvement la méthodologie adoptée pour estimer la demande de monnaie au Rwanda.

Le modèle de base est un VAR (4) de la forme suivante, avec des erreurs qui suivent une distribution de Gauss:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \psi D_t + e_t \quad (8)$$

avec $t = 1, \dots, T$; k le nombre de retards, A matrices des paramètres du modèle, X_t un vecteur de variables stochastiques, e_t est un terme d'erreur *niid* $(0, \Sigma)$ et D_t un vecteur de variables non stochastiques qui peuvent être des coefficients saisonniers, des trends temporels, des variables auxiliaires, ou des variables stochastiques exclues de l'espace de co-intégration, c'est-à-dire des variables incluses dans la dynamique de court terme, mais pas dans l'espace de co-intégration. Pour rendre notre analyse plus compréhensive et plus proche de la réalité, nous n'avons retenu que le trend temporel t et une constante μ .

Le modèle précédent peut être reformulé de la manière suivante, dans une version à correction d'erreur (VECM):

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-1} + \mu + \Psi D_t + e_t \quad (9)$$

L'hypothèse de co-intégration est formulée en terme de rang de la matrice, dans l'équation suivante :

$$H(r) : \Pi = \alpha\beta' \quad (10)$$

α et β sont deux matrices $P \times r$.

L'analyse de Johansen, Mosconi et Nielsen (2000) permet de bien préciser la forme de la composante déterministe du modèle, en décomposant μ et Ψ de la manière suivante :

$$\Psi = \alpha\psi_1 + \alpha_{\perp}\psi_2$$

$$\mu = \alpha\mu_1 + \alpha_{\perp}\mu_2$$

Cette décomposition nous permet d'analyser les cas suivants, les autres restrictions proposées dans l'analyse de Johansen et Juselius (1990) ne correspondant pas aux cas étudiés sont *a priori* exclues. Il s'agit notamment du cas de la présence d'un trend quadratique dans les données qui ne correspond à aucune série statistique que nous utilisons et du cas extrêmement restrictif où $\psi = \mu = 0$. Nous considérons la présence d'un trend linéaire dans la relation de co-intégration ($\psi_2 = 0$; $\psi_1, \mu_1, \mu_2 \neq 0$), d'une constante dans la relation de co-intégration ($\mu_1 \neq 0$) et d'une tendance linéaire dans les données en niveau ($\psi = 0$; $\mu_1, \mu_2 \neq 0$). La prise en compte d'un trend linéaire dans cette analyse est importante car elle correspond au modèle théorique que nous voulons tester, puisque la présence d'un trend linéaire est une condition indispensable pour introduire la présence de ruptures dans un trend déterministe.

IV. Résultats

4.1. Tests de racine unitaire

Les tests ADF montrent que toutes nos variables sont $I(1)$. Ces résultats sont confirmés par les tests de Phillips-Perron (PP) et de KPSS, comme l'indique le tableau 2. La procédure du test de Phillips-Perron étant identique à celle du test ADF, nous présentons seulement les résultats en rapport avec le modèle retenu. Notons par KPSS1 le test de stationnarité basé sur un modèle avec constante et par

KPSS2 celui utilisant un modèle avec tendance, dont les valeurs critiques correspondantes au seuil de 5% sont respectivement de 0.46 et 0.146. Rappelons que l'hypothèse nulle de stationnarité est acceptée si les valeurs calculées sont inférieures aux valeurs critiques.

Tableau 1 : Résultats du test ADF

Variables	Modèle avec constante et tendance		Modèle avec constante seulement		Modèle simple	Conclusion
	$t_{\hat{\phi}}$	F3	$t_{\hat{\phi}}$	F ₂	$t_{\hat{\phi}}$	
y	-2.18	2.64	-0.15	1.41	1.65	I(1)
y-p	-2.55	3.27	-2.44	2.99	0.05	I(1)
p	-1.75	1.80	0.04	2.28	2.14	I(1)
i	-2.03	4.10	-0.40	4.76 ¹		I(1)
tc	-2.02	2.52	-0.34	0.74	1.13	I(1)
m1	-2.05	2.57	0.17	1.63	1.82	I(1)
m2	-2.46	3.15	-0.09	2.24	2.12	I(1)
m1-p	-3.03	4.68	-2.81	3.95	-0.18	I(1)
m2 -p	-0.12	0.0073	0.51	36.7 ²		I(1)
π	-3.95					I(0)

Tableau 2 : Résultats du test de Phillips-Perron (PP) et de KPSS

Variables	p	PP	KPSS1	KPSS2
y	4	-0.35	1.57	0.24
y-p	4	-2.20	1.70	0.41
p	4	0.48	1.63	0.35
i	4	-2.31	0.71	0.12
tc	4	0.14	1.43	0.38
m1 -p	4	0.36	1.67	0.33
m2 -p	4	0.21	1.69	0.25
m1 -p	4	0.38	0.55	0.13
m2 -p	4	-1.88	7.13	7.24
π	6	-4.18	0.22	0.108

¹ Dans le cas du taux d'intérêt (r) et de m2-p, les statistiques F₂ sont significatives, ce qui laisserai penser que ces variables ont chacune une racine unitaire et une constante. Mais le test sur ces constantes dans le cas d'une distribution normale montre qu'elles ne sont pas significativement différentes de zéro, avec des statistiques valant respectivement -0.07 et -0.96.

Comme le montrent les résultats précédents, toutes ces variables semblent être $I(1)$, à l'exception du taux d'inflation qui est $I(0)$. Cette évidence de présence de racine unitaire dans ces différentes séries peut être due aux ruptures dans leurs tendances (Perron, 1989). C'est pour cette raison qu'il devient important de tester cette présence en tenant compte de la possibilité de ces ruptures. Comme le montre les graphiques (graphiques 1 et 2) des différentes variables, il est difficile de trancher si la rupture est seulement dans le niveau (modèle 1) ou si elle est à la fois présente dans la constante et dans la pente (modèle 2). C'est pour cette raison que les résultats relatifs à ces deux spécifications du test de Perron pour chaque variable, sont présentés et commentés².

4.2. Variable d'échelle

Les résultats suivants permettent de conclure que les variables y et $y-p$ sont $I(0)$, en introduisant les breaks. Dans les tableaux suivants, les valeurs entre parenthèses sont celles correspondant au modèle 2, alors que les autres correspondent au modèle 1. Le modèle 2 permet d'identifier une même date de rupture 1993 :03 pour les deux variables y et $y-p$, alors que le modèle 1 identifie deux dates différentes, 1993 :04 et 1992 :04 respectivement. Cette dernière date ne correspond pas à la représentation graphique de $y-p$ contrairement à la date 1993 :03 correspondant à la période pendant laquelle les effets de la guerre étaient très perceptibles. Les breaks identifiés en 1993 correspondent aux effets de la guerre qui a commencé en octobre 1990 et qui s'est intensifiée à partir de l'année 1992, affectant ainsi la production au niveau national. Les productions des secteurs primaire et secondaire ont été particulièrement affectées pendant cette période, entraînant par exemple une chute

² - Le nombre de retard est déterminé selon la procédure t-sig. Nous n'avons pas jugé nécessaire de présenter les résultats obtenus selon la procédure F-sig puisqu'ils ne sont pas différents des premiers.

- Les dates de rupture sont déterminées en minimisant t_{α}^{\wedge} . La procédure consistant à choisir Tb minimisant

t_{θ}^{\wedge} pour le modèle (1) et t_{γ}^{\wedge} pour le modèle (2) a été également utilisée. Les dates identifiées sont les mêmes que celle trouvées avec la première procédure.

respective de 5.6% et 78.6% en 1993, pour les deux secteurs. Comme l'indique les résultats suivants, la variable y est un $I(0)$ avec break dans la constante alors que $y-p$ est un $I(0)$ avec break dans la constante et dans la pente, les valeurs des statistiques $t_{\hat{\alpha}=1}$ étant respectivement égales à -6.7 et -12.2 , et significatives au seuil de 5%.

Graphique 1 : Evolution de LPIB (y) et LPIBR (y-p)

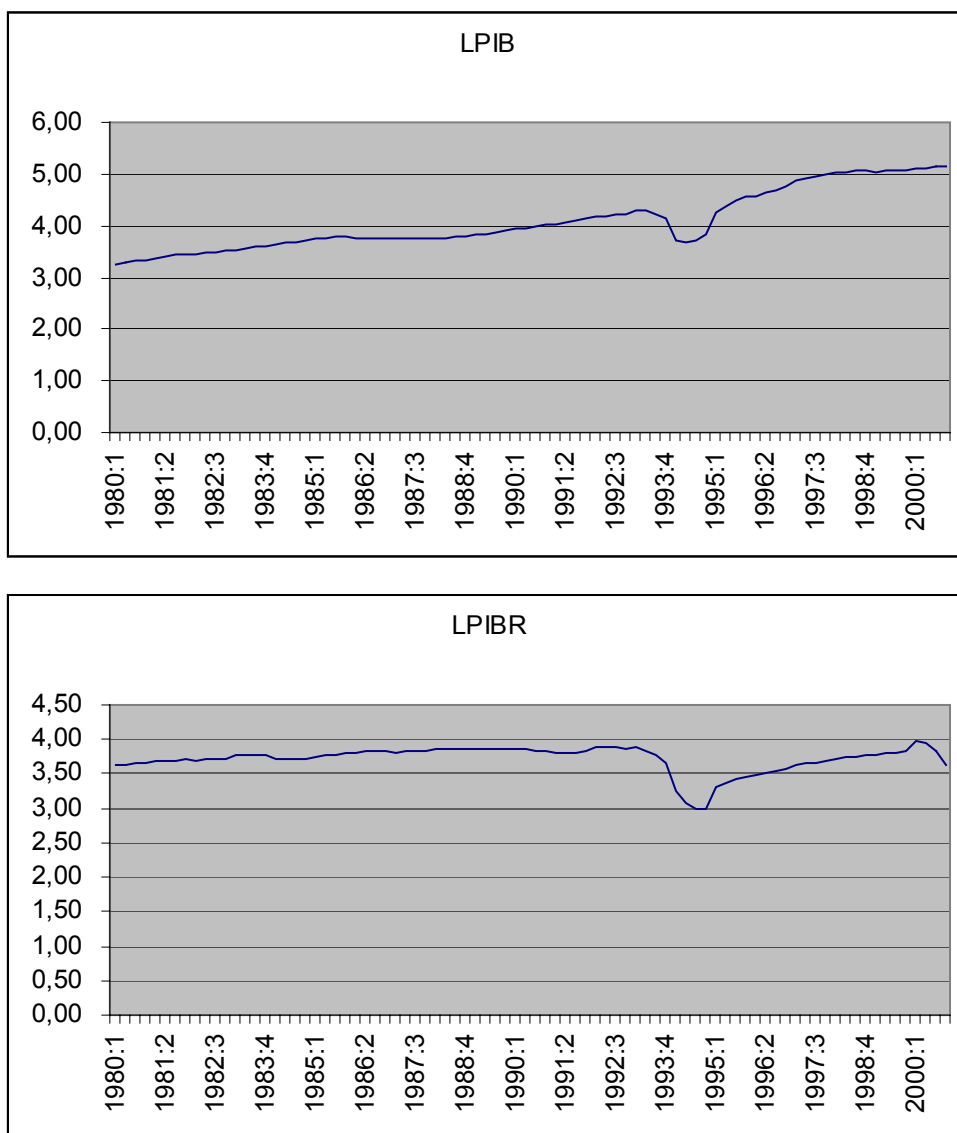


Tableau 3 : Résultats du test de Perron

	Coefficient	t de student
CONSTANT	0.38 (1.43)	7.22 (5.57)
DU	0.06 (-1.11)	6.15 (-4.78)
D(Tb)	-0.44(0.09)	-17.82(1.43)
TIME	0.001(0.01)	4.03 (5.10)
y {1}	0.89 (0.57)	54.24 (7.30)
DT	(0.02)	(4.89)

	coefficient	t de student
CONSTANT	0.83 (2.40)	4.75
DU	-0.11(-1.35)	-3.90
D(Tb)	0.13 (0.30)	2.69
TIME	0.001(0.002)	2.80
y-p {1}	0.77 (0.35)	16.25
DT	(0.02)	(10.76)

Note : modèle 1 (modèle 2)

4.3. Variables mesurant les rendements des différents actifs.

4.3.1. Taux d'intérêt créditeur(i)

La date de rupture 1990 :02 est identifiée quel que soit le modèle utilisé. L'année 1990 peut être considérée comme une année charnière pour la réglementation en matière de crédit, car c'est au cours de cette année-là, bien avant le programme d'ajustement structurel, que l'orientation vers un système de contrôle de tout le crédit a été adoptée et initiée. Ainsi, la distinction entre crédits sous plafond et hors plafond a été supprimée, de façon que tous les crédits devraient être octroyés sous plafonds. La différenciation des secteurs ou activités prioritaires a été également supprimée, ce qui a eu pour conséquence de revoir à la hausse les taux d'intérêts créditeurs, débiteurs et de refinancement, au cours du premier semestre de l'année 1990. Cette tendance à la hausse s'est poursuivie pendant les années qui ont suivi, dans le cadre du PAS signé en novembre 1990. Les résultats du test de Perron montrent que la variable taux d'intérêt créditeur est un $I(0)$ avec break, quel que soit le modèle utilisé.

4.3.2. Taux d'inflation (π)

Le modèle 2 a permis d'identifier un break en 1993 :04, qui correspond au cas du niveau général des prix à la consommation. Ce même modèle montre que le taux d'inflation est un $I(0)$ avec break dans la constante et la tendance. Rappelons que les tests classiques de stationnarité ont permis de conclure que cette variable est $I(0)$.

4.3.3. Taux de change (tc)

Les deux modèles ont permis d'identifier des dates différentes de rupture : 1990 :02. et 1994 :03. Le premier break ne semble pas correspondre à un événement particulier dans l'économie rwandaise pouvant avoir un impact important sur le taux de change au Rwanda, puisque la dévaluation de 40% du franc rwandais est intervenue la même année mais en novembre, dans le cadre du programme d'ajustement structurel. Le second break correspond à la dépréciation de la monnaie rwandaise due aux effets du génocide de 1994. Les deux modèles montrent que le taux de change est $I(1)$.

4.4. Agrégats monétaires

Les deux modèles identifient une même date de rupture (1994 :02) pour la variable $m1$. Cette rupture est liée aux conséquences de la guerre et du génocide, qui a réduit de plus de cinquante pour cent toutes les activités économiques. Le modèle1 permet de conclure que cette variable est $I(0)$ avec break dans la constante. Deux dates de rupture ont été identifiées pour la variable $LM2$: 1994 :04 et 1991 :02. Le premier break est lié aux effets du génocide qui a débuté en avril 1994, alors que le second ne semble correspondre à aucun événement majeur dans l'économie rwandaise. Quel que soit le modèle considéré, on remarque que la variable $m2$ est un $I(1)$, malgré l'introduction d'une rupture structurelle.

Les cas des variables $m1-p$ et $m2-p$ semblent être particuliers dans la mesure où la date 1984 :4 identifiée par les deux modèles pour la première variable et par le deuxième modèle pour la deuxième variable ne correspond à aucun événement important dans l'économie rwandaise. Nous avons alors choisi de rendre exogène

les dates de rupture en les imposant *a priori*. Pour chacun des trois modèles, nous avons considéré successivement les dates suivantes 1993 :3 et 1993 :4, pour se conformer à la représentation graphique de ces deux variables. Les résultats suivants ont été obtenus. Les modèles 1 et 2 indiquent que la variable m1-p est $I(0)$ pour la première date. Elle est $I(0)$ avec le modèle 1 pour la seconde date. La même procédure appliquée à m2-p montre que cette variable reste $I(1)$ quelle que soit la date considérée.

**Graphique 2 : Evolution des agrégats monétaires en termes réels :
LM1R (m1-p) et LM2R (m2-p)**

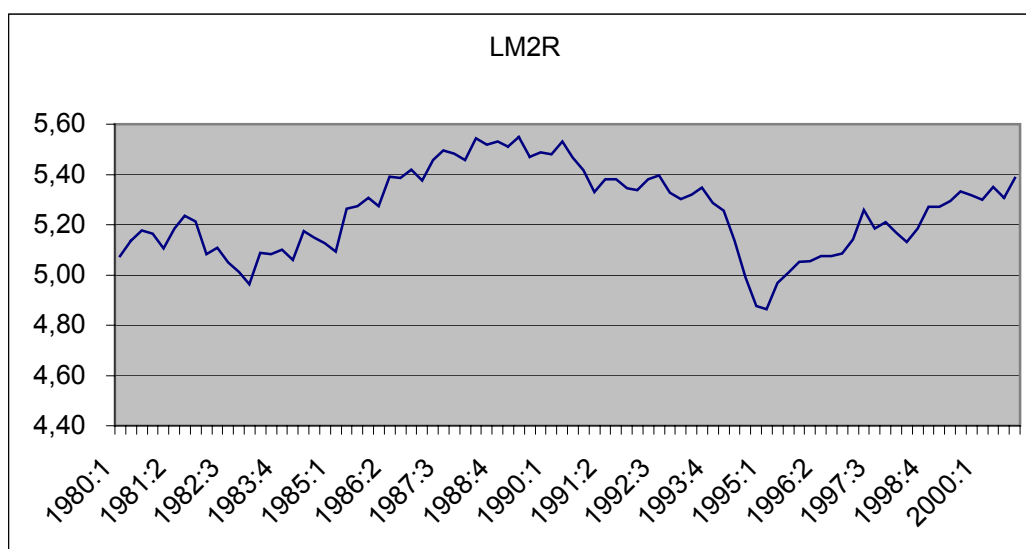
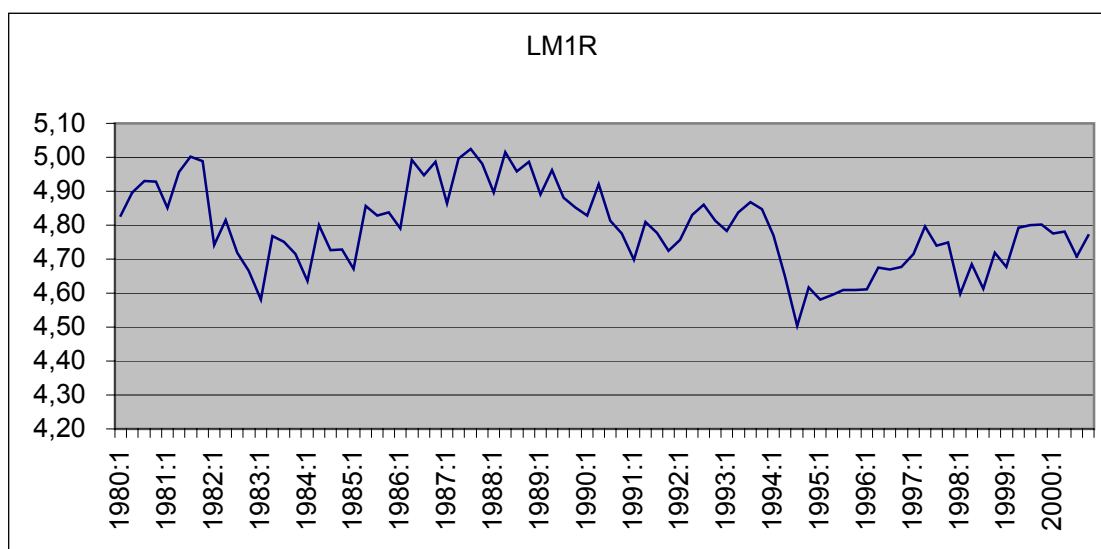


Tableau 3 : Résultats du test de Perron

Variables	Date Tb	Modèle	t_{α}	Valeurs critiques	Nombre de retard
m1-p	1993 :4	1	-3.902	-3.80	4
		2	-3.952	-3.85	4
		3	-3.987	-4.18	4
	1993 :3	1	-3.979	-3.80	4
		2	-3.680	-3.85	4
		3	-3.922	-4.18	4
m2-p	1993 :4	1	-3.098	-3.80	4
		2	-2.24	-3.85	4
		3	-2.349	-4.18	4
	1993 :3	1	-2.822	-3.80	4
		2	-3.11	-3.85	4
		3	-3.344	-4.18	4

Nous avons enfin appliqué la procédure séquentielle de Banerjee *et al.* pour examiner particulièrement le cas des trois variables m2, m2-p et tc pour lesquelles le test de Perron montre qu'elles sont I(1). Cette procédure montre que les deux premières variables sont effectivement I(1) mais que le taux de change tc est I(0), comme l'indique le tableau suivant :

Tableau 4 : Résultats du test Banerjee *et al*

Variables	Sequential min ADF test	Date de rupture
y	-7.101 (60)	1994 :4
y-p	-5.42 (54)	1993 :2
m2	-3.46 (60)	1994 :4
m2-p	-4.86(55)	1993 :3
m1	-6.72(59)	1994 :3
m1-p	-19.73(57)	1994 :1
i	-14.41(43)	1990 :3
p	-2.99(57)	1994 :1
tc	-7.42(60)	1994 :4

Note : Les chiffres entre parenthèses indiquent les points de rupture qui sont identifiés par cette procédure et correspondent aux dates de rupture qui figurent dans la dernière colonne.

Il ressort donc de cette analyse que toutes les séries qui semblaient être I(1), sont des I(0) avec break soit dans la constante ou à la fois dans la constante et dans la

pente à l'exception de m_2 , m_2 -p. Ces résultats soulignent la nécessité pour notre cas de tenir compte des breaks dans le test de racine unitaire, pour mieux appréhender les propriétés stochastiques de ces différentes variables.

4.5. Estimation de la fonction de demande de monnaie

4.5.1. Demande de monnaie M_1

Dans un premier temps, nous estimons la fonction suivante de demande de monnaie M_1 :

$$m_1 - p_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 i_t + a_3 tc_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

avec $a_1 > 0$; $a_2 < 0$.

a_3 peut être positif ou négatif. Dans le premier cas, les agents économiques peuvent préférer détenir plus de la monnaie m_1 pour faire face notamment à la hausse des prix due à la dépréciation de la monnaie nationale. Dans le deuxième cas, les agents économiques préfèrent détenir une bonne partie de leur revenu monétaire sous forme de dépôts en devise.

Même si l'unanimité semble se dégager sur le fait que les estimations de la demande de monnaie sont faites en termes d'encaisses réelles, Fiess et MacDonald (2001) pensent que si l'homogénéité de la demande de monnaie par rapport aux prix imposée à long terme ne se vérifie pas, ceci peut conduire à l'instabilité de la demande de monnaie. C'est pour cette raison que nous avons d'abord testé l'élasticité unitaire du prix à la demande de monnaie pour vérifier si la demande de monnaie au Rwanda doit être estimée en termes d'encaisses réelles. Le test effectué permet d'accepter cette hypothèse au seuil de 5%, avec $\chi^2(1) = 0.43$ (0.51).

Nous testons la co-intégration en utilisant d'abord la méthode en deux étapes de Engle et Granger (1987), qui permet de vérifier si les résidus de la relation statique sont stationnaires. La relation estimée à long terme est :

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	4.376452393	0.251876699	17.37538	0.00000000
2. y-p	0.240315813	0.055256759	4.34908	0.00004193
3. i	-1.712127559	0.624719312	-2.74063	0.00763948
4. tc	-0.069285591	0.024090117	-2.87610	0.00522186

Les résidus issus de cette relation sont stationnaires avec une statistique ADF=-3.79078 qui est significative au seuil de 5%. Le nombre p de retards a été déterminé à l'aide des critères d'information usuels comme Akaike (AIC) et Schwartz (SC). Ils indiquent respectivement 16 et 4 retards, et dans un souci de parcimonie, nous retenons p=4 dans notre analyse. La relation de co-intégration entre m1, y-p, i et tc peut alors être acceptée, toutefois, les résultats obtenus par l'estimation de l'équation statique sont peu satisfaisants car le coefficient du PIB est faible et celui du taux d'intérêt significativement différent de zéro et trop élevé.

Dans une seconde étape, nous vérifions ces résultats dans un cadre multivarié, en utilisant la méthode de Johansen, Mosconi et Nielsen (2000), sur le vecteur X (m1-p, y-p, i, tc). Le premier cas examiné est celui de l'existence de relation de co-intégration avec constante, sans break ni tendance. La première étape a consisté à déterminer le nombre de retards p. Les critères d'information de Akaike, de Schwarz et de Hannan-Quinn donnent des valeurs différentes de p. Dans ces conditions, il est d'usage de considérer la valeur donnée par le critère de Hannan-Quinn, qui est pour notre cas p=2. Nous avons ensuite examiné le cas de co-intégration avec constante et trend mais sans break, et aucune relation de co-intégration n'est identifiée. Les résultats suivants montrent qu'aucune relation de co-intégration n'est identifiée dans le cas où aucun break n'est considéré.

Tableau 6 : Test de la trace avec constante, sans tendance ni break

r	Const.	Trend	Statistic	p-value	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%
0	ab0	0	49.79	0.11723	39.65	46.67	50.64	54.08	57.19	60.95
1	ab0	0	25.35	0.39129	23.62	29.16	32.37	35.19	37.75	40.88
2	ab0	0	10.52	0.59386	11.51	15.53	17.95	20.12	22.14	24.64
3	ab0	0	1.02	0.93208	3.51	5.97	7.62	9.17	10.67	12.58

Tableau 7 : Test de la trace avec constante et tendance, sans break

r	Const.	Trend	Statistic	p-value	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%
0	m0	ab1	62.51	0.06648	48.31	55.97	60.27	63.98	67.32	71.34
1	m0	ab1	28.74	0.58507	30.20	36.40	39.94	43.04	45.84	49.25
2	m0	ab1	14.75	0.59526	15.94	20.60	23.35	25.80	28.05	30.81
3	m0	ab1	5.07	0.60060	5.82	8.83	10.74	12.50	14.16	16.26

Nous réexaminons ensuite cette question de l'existence d'une relation de co-intégration avec constante et sans tendance, en considérant un break en 1993:03. Cette rupture est à attribuer aux effets de la guerre qu'a connu le Rwanda depuis octobre 1990 et correspond au break identifié dans la variable PIB. L'introduction de cette rupture permet d'avoir une relation de co-intégration, mais le vecteur de co-intégration trouvé, que nous ne présentons pas ici, ne peut pas être interprété comme fonction de demande de monnaie. Nous avons alors testé le break en 1993:01, qui correspond également aux effets de la guerre, et les résultats sont sensiblement améliorés. Les critères d'information de Akaike et de Hannan-Quinn donnent le même nombre de retards $p=5$ et les résultats sur la normalité des variables sont meilleurs. Plus important, le vecteur de co-intégration trouvé peut être interprété comme équation de la demande de monnaie.

Tableau 8 : Test de la trace avec constante et tendance, avec break en 1993 :03

r	Const.	Trend	Statistic	p-value	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%
0	ab0	0	81.65	0.00068	48.49	56.12	60.41	64.11	67.43	71.44
1	ab0	0	34.14	0.29894	30.38	36.52	40.04	43.10	45.87	49.24
2	ab0	0	18.56	0.32475	16.18	20.76	23.46	25.85	28.04	30.74
3	ab0	0	7.68	0.29128	5.91	8.75	10.53	12.17	13.71	15.65

Tableau 9 : Test de la trace avec constante et tendance avec break en 1993 :01

r	Const.	Trend	Statistic	p-value	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%
0	ab0	0	99.86	0.00000	48.50	56.10	60.37	64.05	67.36	71.35
1	ab0	0	40.21	0.09609	30.42	36.53	40.02	43.07	45.82	49.17
2	ab0	0	16.94	0.44512	16.25	20.79	23.46	25.82	27.99	30.66
3	ab0	0	3.33	0.86707	6.00	8.77	10.50	12.09	13.58	15.45

Tableau 10 : Vecteur cointégrant et écarts-type

Variables	m1-p	y-p	i	tc	Constante période 1	Constante période 2
Coefficients	1	-0.9966	-1.0127	0.5734	-3.5420	-4.0189
Ecart-type	-	0.1103	0.9618	0.0944	0.0622	0.0884

Ces résultats permettent d'écrire la relation co-intégrante suivante de la demande de monnaie :

Période : 1980 :1 à 1992 :4

$$m_{1t} = 3.54 + 0.9966y_t + 1.01i_t - 0.5734tc_t + e_t \quad (12)$$

(56.9) (9.03) (1.05) (-6.07)

Période : 1993 :1 à 1999 :4

$$m_{1t} = 4.018 + 0.9966y_t + 1.01i_t - 0.57tc_t + e_t \quad (13)$$

(45.5) (9.03) (1.05) (-45.5)

(.) : t de student

Il ressort de cette analyse qu'il existe une relation co-intégrante pouvant être interprétée comme une fonction de demande de monnaie M1. Cette demande est positivement liée au PIB, négativement liée au taux de change du franc rwandais en dollar américain et l'impact du taux d'intérêt créditeur dans la variation de cette demande n'est pas significatif (l'effet de substitution n'existe pas). Cette situation signifie que quand la monnaie nationale se déprécie, les agents économiques diminuent leur détention de M1. Nous avons également testé l'élasticité unitaire du revenu à la demande de monnaie. Cette hypothèse présente un intérêt particulier puisque les prévisions monétaires, dans le cadre de la politique monétaire au Rwanda, sont faites en supposant cette hypothèse comme vraie. Cette hypothèse est acceptée avec $\chi^2 = 1.96269\text{e-}004$ (0.99), ce qui permet de passer à une présentation en terme de vitesse de circulation de la demande de monnaie.

Tableau 11 : Vecteur cointégrant et écarts-type

Variables	m1-p	y-p	i	tc	constante période 1	constante période 2
Coefficients	1	-1	-1.0280	0.5754	-3.5370	-4.0160
Ecarts-type			0.7102	0.0161	(0.0440)	0.0549

Puisqu'il est apparu que la demande de monnaie M1 n'est pas expliquée par le taux d'intérêt, nous avons ensuite testé la nullité du coefficient du taux d'intérêt dans l'équation de cette demande. Cette hypothèse est également acceptée avec $\chi^2 = 0.29$ (0.87).

Tableau 12 : Vecteur cointégrant et écarts-type

Variables	m1-p	y-p	i	tc	Constante période 1	Constante période 2
Coefficients	1.000	-1.000	0 .00	0.5142	-3.3295	-3.7468
Ecarts-type				0.009	0.0463	0.0585

Le test utilisé dans ces deux cas est un ratio de vraisemblance de la forme : $-2\log Q(H_0 / H_A)$ qui est asymptotiquement distribué un χ^2 à r(p-s) degrés de liberté. Nous avons enfin testé la suppression du break en égalisant les deux niveaux et cette contrainte n'est pas acceptée au seuil de 10%, avec $\chi^2 = 7.31(0.06)$. L'équation de vitesse de circulation de la monnaie M1 est donc finalement de la forme :

$$m_1 - p_t - y_t = 3,33 \text{ ou } 3,75 - 0.51tc_t + e_t$$

(0,05) ou (0,06) (0,01)

Elle ne dépend plus que d'une constante avec rupture et du taux de change.

4.5.2. Demande de monnaie M₂

La même méthodologie a été appliquée à l'analyse de la demande de monnaie M2, la relation estimée étant :

$$m_2 - p_t = a_0 + a_1 y - p_t + a_2 i_t + a_3 tc_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

avec $a_1 > 0$; $a_2 > 0$ et a_3 pouvant être positif ou négatif.

Les résidus issus de l'estimation de cette relation ne sont pas stationnaires (ADF= - 2.08753) , ce qui permet de conclure qu'il y a risque de régression fallacieuse. Le modèle estimé donne des résultats peu satisfaisants, on remarque par exemple que les coefficients du taux d'intérêt et du taux de change sont non significatifs et celui de y-p est faible.

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. Constant	3.467569597	0.358715413	9.66663	0.00000000
2. y-p	0.542232588	0.078695057	6.89030	0.00000000
3. i	-1.321751116	0.889706933	-1.48560	0.14152068
4. tc	-0.025884970	0.034308438	-0.75448	0.45289362

Comme pour le cas de la demande de monnaie M_1 , nous testons la co-intégration dans un cadre multivarié, en utilisant la méthode de Johansen, Mosconi et Nielsen (2000). Aucune relation de co-intégration n'est trouvée par le test de la trace, si aucun break n'est considéré. Nous avons alors introduit des breaks dans les tests de co-intégration. Pour le premier break testé (1993 :01), les trois critères d'informations ne donnent pas le même nombre de retards. Nous retenons $p=5$ que donnent les critères de Hannan-Quinn et Akaike.

Le test de la trace (tableau 13) montre qu'il existe une relation de co-intégration et le vecteur co-intégrant estimé fait ressortir une forte sensibilité de la demande de monnaie M_2 aux variations des différentes variables, car les coefficients estimés sont très grands en valeur absolue, comparativement à ceux trouvés pour la demande de monnaie M_1 . Il faut noter une relation significativement positive entre la demande de monnaie M_2 et le taux d'intérêt créditeur. Ceci s'explique par le fait que cet agrégat monétaire comprend la quasi monnaie qui est rémunérée. Le coefficient du taux de change significativement négatif fait penser au fait que les agents économiques préfèrent détenir moins de monnaie nationale suite à la dépréciation du Franc rwandais, au profit des actifs physiques ou alors préfèrent détenir plus de devises, mais en dehors des banques.

Tableau 13: Test de la trace

r	Const.	Trend	Statistic	p-value	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%
0	ab0	0	76.42	0.00277	48.50	56.10	60.37	64.05	67.36	71.35
1	ab0	0	34.01	0.30625	30.42	36.53	40.02	43.07	45.82	49.17
2	ab0	0	9.29	0.95344	16.25	20.79	23.46	25.82	27.99	30.66
3	ab0	0	3.25	0.87568	6.00	8.77	10.50	12.09	13.58	15.45

Tableau 14 : Vecteur cointégrant et écarts-type

Variables	m2-p	y-p	i	tc	Constante période 1	Constante période 2
Coefficients	1	-2.6276	-10.3795	1.5385	-1.5010	-3.1311
Ecarts-type		0.1584	1.3806	0.1354	0.0893	0.1269

L'hypothèse d'élasticité unitaire du revenu n'est pas vérifiée, ($\chi^2(1) = 10.866$ (0.09)). Ceci pose un problème important dans la programmation monétaire au Rwanda puisque cette hypothèse est considérée comme vraie selon les recommandations du FMI. Nous avons en outre tenté de tester le break en 1993 :03, mais aucune relation de co-intégration n'est trouvée, ce qui nous a amené à retenir le premier break 1993 :01. Pour vérifier que les résultats obtenus précédemment sont les meilleurs, nous avons maintenu ce même break et avons introduit la tendance dans notre test. Une relation de co-intégration est trouvée, mais les résultats sont curieux puisque la tendance prend la place du revenu.

Tableau 15 : Test de la trace

r	Const.	Trend	Statistic	p-value	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%
0	m0	ab1	90.64	0.01289	65.46	74.33	79.27	83.51	87.31	91.86
1	m0	ab1	50.15	0.20883	43.07	50.44	54.60	58.20	61.45	65.37
2	m0	ab1	21.80	0.67556	24.60	30.37	33.72	36.65	39.33	42.59
3	m0	ab1	4.96	0.93485	10.03	13.97	16.38	18.57	20.60	23.14

Tableau 16 : Vecteur cointégrant et écarts-type

Variables	m2-p	trend	i	tc	Constante période 1	Constante période 2
Coefficients	1	2.3564	-0.2559	0.7150	-0.0234	-0.0894
Ecarts-type		0.0841	0.8415	0.0784	0.008	0.001

L'examen du graphique 2 confirme cependant la pertinence de ce résultat, puisque la rupture de tendance y apparaît nettement. Nous le conserverons donc, d'autant plus que les autres coefficients sont désormais plausibles. La sensibilité de la demande de monnaie est plus grande par rapport au taux d'intérêt (non significatif cependant) et au taux de change que pour M_1 , ce qui est normal s'agissant de quasi monnaie.

L'équation finalement retenue est la suivante :

$$m_2 - p_t = 0,02 \text{ ou } 0,09 + 2,36t + 0,26i_t - 0,72tc_t + \varepsilon_t$$

$$(0,01) \text{ ou } (0,001) (0,08) (0,84) (0,08)$$

Conclusion

L'analyse que nous avons faite sur les propriétés stochastiques des variables montre qu'il était très important de tenir compte des breaks dans la tendance des variables. En effet, pour le cas du Rwanda, les tests classiques de racine unitaire (ADF, PP et KPSS) que nous avons utilisés ont montré que toutes les variables étaient $I(1)$ sauf le taux d'inflation qui est $I(0)$. Contrairement à ces résultats, les tests de racine unitaire avec breaks permettent de conclure que toutes ces séries sont $I(0)$ avec break dans la constante ou dans la tendance, à l'exception de m_2 et m_2-p qui sont réellement $I(1)$. Cette prise en compte des breaks nous a également permis d'obtenir des résultats intéressants sur l'estimation de demande de monnaie au Rwanda.

L'estimation de la demande de monnaie M_1 par la méthode en deux étapes donne des résultats qui sont peu satisfaisants. Même si les résidus de l'équation statique sont testés $I(0)$, l'équation estimée montre que le coefficient du PIB réel est très faible (0.24) et que celui du taux d'intérêt créditeur est trop élevé (-1.71). Le test de la trace sans break ne permet d'identifier aucune relation co-intégrante quel que soit le scénario envisagé (test de co-intégration avec constante mais sans tendance puis avec constante et tendance). La prise en compte des breaks nous a permis d'améliorer très sensiblement les résultats sur l'estimation de la demande de monnaie M_1 . Une relation co-intégrante pouvant être interprétée comme demande de monnaie a été trouvée et l'élasticité unitaire du PIB réel à la demande de monnaie est vérifiée.

Le cas de la demande de monnaie M_2 est plus intéressant, puisqu'il correspond à la situation où les résidus de l'équation statistique captent les ruptures non retenues, de telle sorte qu'ils apparaissent à tort comme non stationnaires. Le test de la trace sans break montre qu'aucune relation co-intégrante n'existe. L'introduction des breaks dans l'analyse nous a permis de montrer que le vecteur $(m_2-p, y-p, i, tc)$ est

co-intégré, et les vecteurs co-intégrants trouvés peuvent être interprétés comme fonction de demande de monnaie. Ceci nous permet encore de conclure que lorsque le break existe, il est indispensable de le prendre en compte.

Bibliographie

- AMISANO G., GIANNINI C. (1997), *Topics in structural VAR econometrics*, Springer Verlag, New York
- BANERJEE A., LUMSDAINE R.L., STOCK J.H. (1992), "Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis : theory and international evidence", *Journal of Business and Economics Statistics*, 10, 271-287.
- BARTLEY W. A., LEE J., STRAZICISH M. C.(2001), «Testing the null of cointegration in the presence of a structural break»,
- DICKEY F.A. , FULLER W.A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 75, 427-431.
- ENGLE R. F., GRANGER W.J. (1987), «Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and testing», *Econometrica*, Vol 55, N° 2.
- FIESS , MAC DONALD (2001), "The instability of the money demand function : an I(2) interpretation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 61(4), 475-495.
- GABRIEL V. J., (2003) «Cointégration and the joint confirmation hypothesis», *Economics Letters* 78 17 – 25
- GREGORY A.W., HANSEN B.E. (1999), "Residual based test for cointegration in models with regime shifts", *Journal of econometrics*, 70 (1), p. 99-126.
- HALL C. (1994), "Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection", *Journal of Business and Economics Statistics*, 12, 461-470.
- HANSEN H, JUSELIUS K. (1995), *Cats in Hats, Cointegration analysis of time series*, Estima
- INOUE A., (1999) «Test of cointegration rank with a trend – break », *Journal of Econometrics* 90 215 – 237
- JOHANSEN S., (1988), «Statistical analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic dynamics and Control*,12.
- JOHANSEN S., JUSELIUS K., (1997) «Identification of the long-run and the short-run structure. An application to the ISLM model», *Journal of Econometrics* , 63, 7 – 36
- JOHANSEN S., JUSELIUS K., (1990)«Maximum Likelihood, estimation and Interference on cointegration with application to the demand for money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52,2
- JOHANSEN S., MOSCONI R., NIELSEN B. (2000), «Cointégration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend», *Econometrics Journal*, Vol 3.
- JOHANSEN S.(2000),«Modelling of cointegration in the vector autoregressive model», *Economic modeling*, p. 359 – 373
- MOSCONI R., GIANNINI C. (1992), «Non-Causality in Cointegrated systems : Representation, estimation and testing», *Oxford Bulletin of economics and statistics*
- NG. S., Perron, P., (1995). "Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *J. Am. Stat. Assoc.* 90, 268-281.
- NELSON C.R., PLOSSER C.I. (1982), « Trends and random walks in macro-economic time series : some evidence and implications », *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- PERRON P. (1997): « L'estimation de modèles avec changements structurels multiples, » *Actualité Economique*, 73, 457 – 505.

PERRON P. «Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables», *Journal of econometrics* 80 355 – 385

PERRON P., (1989), «The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57, 1361-140(1997)1, Erratum (1993) *Econometrica* 61, 248-249

PERRON P., 1994), Tend, unit root and structural change in macroeconomic time series» in B.B. Rao(ed), *Cointegration for the applied economist*. MacMillan Press, Basingstoke, pp. 113-146.

PERRON P., VOGELSANG T.J, (1992), «Nonstationarity en level shifts with an application to purchasing power parity», *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 301 – 320

RUSUHUZWA KIGABO, (2001), « Estimation d'une fonction de demande de monnaie : cas du Rwanda ». *Revue Scientifique de l'Université Libre de Kigali (ULK)*

RUSUHUZWA KIGABO, BARABAREHO, GICHONDO, (2007), « Demande de monnaie, inflation et conduite de la politique monétaire au Rwanda », *Economic Review*, Banque Nationale du Rwanda.

SAID, S.E., DICKEY D.A., (1984), «Testing for unit roots in autoregressive – moving average models of unknown order», *Biometrika* 71, 599-608.

SAYIZONGA et al (2006), “monetary policy in Rwanda : A cointegration analysis”, *South African journal of economics* Vol.74:1 March.

ZIVOT E., ANDREWS D.W.K., (1992), « Further evidence on the Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis». *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 251-270.